



関西学院大学リポジトリ

Kwansei Gakuin University Repository

育児による女性の生涯所得減少効果の日仏比較

著者	西村 智
雑誌名	日本労働研究雑誌
号	515
発行年	2003-06-25
URL	http://hdl.handle.net/10236/11829

論文データベース

[【全文情報を閉じる】](#)

全文情報

(著者抄録)

わが国における出生率の低さは著しく、今なお低下の一途をたどっている。一方、フランスのように、いったん低下した出生率がここ最近では安定している国もある。なぜこのような違いが生じるのだろうか？その主な要因として、本稿は育児により女性が失う生涯所得（育児の機会費用）の格差に着目し、日仏における育児の機会費用を推定した。その結果、日本では子どもの数にかかわらず生涯所得の損失率が大きく、特にこどもの数が少ないケースではフランスとの間に大きな格差があることがわかった。また、長期にわたるキャリアの中断が機会費用をさらに拡大していることも明らかになった。このような中断を効果的に防止するような育児と就業との両立支援策が望まれる。

(論文目次)

[I はじめに](#)

- 1 本稿の目的
- 2 家計生産関数の理論と育児の機会費用との関係
- 3 日仏比較の意義

[II 育児の機会費用の推定について](#)

- 1 推定方法
- 2 推定におけるパートタイム就業の取り扱い

[III 推定結果](#)

- 1 データ
- 2 結果

[IV 結果の分析と考察](#)

- 1 育児の機会費用の発生要因
- 2 育児の機会費用の縮小に向けて

参考文献

I はじめに

- 1 本稿の目的

本稿では、出産後、育児のために就業を中断（あるいは就業時間を短縮）することで生じる機会費用を推定し、日仏比較をすることによって、少子化に対する政策のあり方について考察を行う。こどものコストにおける両親の負担軽減や就業と育児との両立支援については、わが国における少子化問題の中でもかなり議論されてきた。そこでは、育児の機会費用が、少子化を加速する重要な要因の1つであることも指摘されてきた。

ところが、育児の機会費用そのものを推定し、議論しているものは数少ない（注1）。機会費用がどれくらいの規模なのか、それがなぜ発生するのかについての正確な情報なしには、少子化を防止するために雇用システムや社会保障システムをどう改善すべきか、各政策をどう組み合わせるべきかを見極めることもできず、政策効果を測定することもできない。最近の少子化に関する政策論議においては、児童手当拡充などの現金給付の拡充が政治的な議論の中心となりやすい。しかし、育児の直接費用の規模と比べて、育児の機会費用の規模が非常に大きい場合には、現金給付拡充の効果は限られたものにならざるを得ないことを認識すべきであろう。

2 家計生産関数の理論と育児の機会費用との関係

育児の機会費用を推定することの意義は、家計生産関数の理論との関係を考察することによって明らかになる。

家族経済学の先駆者であるBecker（1965）は、家計生産関数とともに、家事生産時間のシャドウ・プライスの概念を導入した。また、Becker and Lewis（1973）は、こどもを持つことの費用と便益とを比較することによって、家計におけるこどもの需要関数を導き、経済学的枠組みによる出生力の分析の道を開いた。Beckerによれば、家事生産物は、財と時間との投入によって生産される。購入する財を増加させることで、一定の生産量を確保しながら家事時間を短縮することができる。この代替率は、市場財の価格と家事生産時間のシャドウ・プライスとの関係による。市場賃金率（シャドウ・プライス）が上昇すると、時間から財への代替が行われる。

近年、女性の高学歴化、そして、これにともなう女性の賃金率の（男性の賃金率に対する相対的な）改善によって、女性の家事生産時間のシャドウ・プライスがいつそう高まっていると考えられる。しかし、Beckerのモデルの中では、家事生産時間のシャドウ・プライスは、現時点における育児の機会費用を示しているにすぎず、将来における変化（例えば出産）を明示的に表すものではない。別の解釈によれば、この理論では、生涯にわたる時間選好があたかも瞬時に決定されたかのように想定されている（注2）。

このようなシャドウ・プライスの限界を乗り越えるために、本稿では、家計生産関数モデルの実証研究への適用にあたり、シャドウ・プライスを直接的に推定するのではなく、生涯にわたって推定された就業関数にもとづいて育児の機会費用を推定することにした。

育児の機会費用は、こどもを持つ両親にとって、就業と育児との両立が可能かどうかを示す重要な指標である。つまり、出産・育児のために就業を中断すると、その期間の収入が放棄されるだけでなく、人的資本形成の遅れから再就職後の賃金率も低下する。中断期間が長いほど技能の低下や陳腐化が深刻化するので、後の賃金率の低下も大きくなる。こどもを養育するための直接的な費用とは別に、家庭でこどもを養育することによる機会費用が増大すると、多くの女性は結婚や出産を遅らせる行動をとるようになり、結果として、世帯当たりの平均児童数を減少させる効果をもたらす（注3）。

もちろん、こどもを産み育てることは、両親にとって楽しみや生きがいなどの正の効用をもたらす。しかし、費用面においてこどもがもたらす負の効用が相対的に大きければ、こどもを持つことに対するインセンティブは薄れ、少子化がいつそう進行する可能性がある（注4）。過度な少子化は、20～25年後の人口及び労働力人口の急減をもたらし、経済成長を鈍化させ、国民の生活水準の低下をもたらす恐れがあるので、その速度を抑制する必要性がある点については、ある程度のコンセンサスがあると考えてよいであろう。

3 日仏比較の意義

こうした考察を踏まえ、次章では、労働供給理論にもとづき就業関数を推定することにより、日仏における育児の機会費用を推定する。国際比較の対象として、フランスと日本を選択した理由は以下のとおりである。

日本では、女性の就業率の上昇とともに、出生率が低下する傾向がみられる。しかし、フランスでは、女性の就業率も出生率も高い水準を保っている。合計特殊出生率（1人の女性が一生の間に産するこども数）をみると、フランスでは**1.79**（1999年）（注5）、日本ではそれよりかなり低い**1.34**（同年）である。また、女性の就業率が上昇した1975年以降、フランスでの出生率が**1.8**前後で安定しているのに対して、日本では減少傾向にある。

次に、女性の就業率をみる。平均では日仏ともに**50%**前後と大差がないが、年齢別にみると大きな違いに気づく。日本では、**25歳未満**と**60歳以上**における就業率が、フランスに比べて圧倒的に高いのに対して、**25歳から54歳の間**ではそれが逆転する。特に育児期にあたる**25歳から39歳**における就業率（全国平均）は、フランスでは**80%**強であるのに対して、日本では約**60%**と低い。就業率カーブの形状で説明すると、日本女性のそれが**M字型**であるのに対して、フランス女性のそれは**台形**である。

以上のことから、フランスでは、育児期においても就業を継続する女性が多いことがうかがえる。このことは、本稿の推定に用いたデータ（注6）によっても確認されるので、もう少し詳しくみる。表1は、女性の就業率をこどもの数別に示したものである。フランスでは、こどもを持たない女性とこども1人を持つ女性の就業率は、年齢層にかかわらず高い水準にある。こども2人を持つ女性の就業率は、**30歳から34歳**では落ち込むものの約**60%**にとどまっており、その後**80%**水準に近づいていく。しかし、こども3人を持つ女性の就業率は、他の女性に比べてかなり低くなっている。一方、日本では、こどもの数にかかわらず、育児期（**25-34歳**）の就業率が**30%**前後ときわめて低く、その後上昇するという共通のパターンを示している（注7）。また、こどもがいる労働者のうち非正規労働者が占める割合は、こどもがいない労働者のそれに比べてかなり高い。このように、フランスと日本との大きな違いは、フランスではこどもの数が増えるにしたがって母親の就業率が下がるのに対して、日本ではこどもを1人でも持つことによって就業率が下がることである。

表1 こどもの数別にみた女性の就業率

人的資本理論によれば、賃金率は教育年数や就業経験年数のほか、勤続年数によって説明されるが、それは継続的な就業パターンが、断続的な就業パターンよりも多くの所得をもたらすことを示唆している。したがって、就業パターンが異なる日仏を比較することは、就業中断が生涯所得に与える影響度をみるのに役立つであろう。また、育児の機会費用は、雇用や社会保障のシステムと深

く関連しているので、1国のみを対象にすると機会費用を高めている要因など見えないことが多い。システムの異なる国どうしを比較することによって、その原因を明らかにすることが可能になるだろう。

以下、育児の機会費用の推定方法(II)と結果(III)、そして結果分析によって得られるインプリケーション(IV)という構成で議論を進めていきたい。

II 育児の機会費用の推定について

1 推定方法

育児の機会費用は、学歴や個人属性をコントロールした上で、こどものいない女性の生涯所得からこどものいる女性のそれを差し引くことによって求められる。生涯所得は学卒後から59歳までの年収の合計である。この際、年収は、推定された就業確率と賃金率を使って求められる。

就業確率の推定は、一般的に広く用いられている労働時間決定の理論に従う。すなわち、労働時間が0の時、留保賃金率(W^*)が市場で提示されている賃金率(W)を上回っているとみなす。この理論では、希望する労働時間(H^*)が予測可能と想定され、これが従属変数として用いられるが、現実には、労働者は常に自由に労働時間を調整できるわけではない。つまり、希望する労働時間は、実際に観察される労働時間とは異なる。このため、就業している($y=1$)か否か($y=0$)の二者択一を従属変数にとり、希望する労働時間と実際の労働時間が一致しているかどうかにかかわらず、 $W > W^*$ なら就業、 $W < W^*$ なら非就業とするモデルが一般的に用いられる。ここで、市場賃金率(W)は、教育年数、就業経験年数、就業中断年数などによって説明される(注8)。また、留保賃金率(W^*)は、こどもの数、その他の収入などによって説明される。

就業確率(P)は、 $P(y=1) = P(H^* > 0) = P(W > W^*)$ と書ける。このモデルにもとづき、ここでは次のような就業確率関数を推定する。

$$P(y=1) = F(\alpha_0 + \alpha_1 a + \alpha_2 a^2 + \alpha_3 s + \alpha_4 j_1 + \alpha_5 j_2 + \alpha_6 j_3 + \alpha_7 f_1 + \alpha_8 f_2 + \alpha_9 f_3 + \alpha_{10} r + \alpha_{11} m) \quad (1)$$

ここで、 $F(z)$ は累積分布関数である。また、 $y=1$ なら就業、 $y=0$ なら非就業である。 a は年齢、 a^2 は年齢の2乗、 s は教育年数、 j_t ($t=1,2,3$)は末子の年齢ダミー変数(注9)(例えば、末子が2歳以下は $j_1=1$ 、それ以外は $j_1=0$)、 f_t ($t=1,2,3$)はこどもの数別のダミー変数(例えば、こども1人の場合は $f_1=1$ 、それ以外は $f_1=0$)、 r はその他の収入、 m は既婚ダミー(フランスの場合は同棲ダミー)である。便宜上(1)の

$$\alpha_0 + \alpha_1 a + \alpha_2 a^2 + \alpha_3 s + \alpha_4 j_1 + \alpha_5 j_2 + \alpha_6 j_3 + \alpha_7 f_1 + \alpha_8 f_2 + \alpha_9 f_3 + \alpha_{10} r + \alpha_{11} m$$

を $bx+c$ と置く。各年齢の就業確率($P=1$)は、 $\exp(bx+c) / \{1 + \exp(bx+c)\}$ によって求められる。では、この年齢ごとに求められた就業確率を、どのように用いて生涯所得の推定を行えばよいのであろうか。育児の機会費用を推定した過去の研究では、以下の二つの方法がとられている。一つは、年収の期待値を求める方法である。Calhoun and Espenshade(1988)は、年齢ごとに年間労働時間を推定し、それに時間給をかけあわせることで各年齢における年収を求めている。例えば1児の母親(30歳)の場合、年間労働時間が1422時間、時間給が7.668ドルと推定されており、したがって年収はそれらをかけあわせた1万904ドルである。同様に求められた各年齢の年収を合計すると生涯所得が得られる。これは30歳で1児の母というグループの期待所得である。ところで、この方法は、クロスセクション・データでは不可能である。一般的な賃金関数の推定はクロスセクション・データでも推定することができる。しかし、上記のように特定グループの期待所得を求めるためには、推定式の説明変数に当該グループの期待値など何らかの値(例えば、高卒のグループだと教育年数に12)を入れなければならない。しかし、教育年数と違って、勤続年数はグループの中でもばらつきがあり、その期待値をとったところで、それがそのグループの平均的な就業行動と一致するとは限らない。グループの平均的な就業行動は、別途推定しなければならないが、そのためにはパネルデータが必要となってくる(注10)。

もう一つは、クロスセクション・データでも生涯所得の推定が可能であり、広く用いられている方

法である（注11）。そこでは、推定された就業確率から各グループを代表するような女性の就業行動がシミュレートされる。このシミュレートされた就業行動に一致させるように各年齢の年収がもとめられ、それらの和によって生涯所得が求められる。シミュレーションは、年齢ごとに推定された就業確率が0.5以上なら就業している、それ未満なら非就業であると仮定して行われる。本稿で用いるデータはクロスセクション・データであるので、後者の方法にしたがって代表的な女性の育児の機会費用を推定する（注12）。最後に、生涯収入の推定に用いられる賃金の推定式は次の通りである。

$$\ln w = \beta_0 + \beta_1 a + \beta_2 a^2 + \beta_3 s + \beta_4 t + \beta_5 e + \beta_6 \lambda + \mu \quad (2)$$

ここで、 w に使うデータはフランスについては時間給であるが、日本についてはデータの都合上、時間給が計算できないので年収を用いる。 t は勤続年数、 e は就業経験年数、 λ はミル比の逆数（注13）、 μ は誤差項である。

2 推定におけるパートタイム就業の取り扱い

日本における育児の機会費用の規模については、前述の国民生活白書や井口・西村（2002）で議論されているが、ここでは機会費用のより厳密な推定を行う。諸外国では、Calhoun and Espenshade（1988・米）、Joshi（1990・英）、Barnet-Verzat（1996・仏）がある。しかし、いずれの研究においても、機会費用におけるパートタイム労働の影響が正確に反映されていなかった（注14）。日本はもとより、近年フランスでもパート比率が高まってきており、これを無視すると機会費用を過少に推定することになる。ここでは、パートタイム労働の影響について十分な配慮を行いながら推定する。ただし、パートタイム労働の内容は、日仏で大きく異なる。

日本におけるパートタイム労働は、たいていがフルタイム労働とはステータスを異にするものであり、フルタイムと同じステータスを維持したままでの短時間労働は少ない。パートタイム労働者のステータスとは「子育てのための長い中断期間を経て、再就職をする母親のための就業形態」で、その収入は、フルタイム労働者のように家計の大部分を支えるものではなく、家計の補助的なものとみなされている。実際、パートタイム労働者は、若年層では少なく、既婚率の高い中年層に多く見られる。また、賃金だけでなく、雇用の不安定さ、雇用保険加入への制限があるなど条件も悪い。一方、フランスでは、パートタイム労働者は各年齢層においてほぼ同じ割合で分布している。正規労働に比べて不安定な就業形態であるには相違ないが、社会保険などの労働条件はフルタイムと同様にすることが法によって義務づけられている。賃金についても、同企業内での同レベルの仕事を受け持つフルタイム労働者と厳密に同じくすることが義務づけられている（ただし、同企業内に同レベルのフルタイマーがいない場合は、比較ができないという問題がある）。実際、産業、学歴そして年齢などのすべての要素をコントロールするとき、フルタイムとパートタイムとの間に賃金格差が見られないことが統計的に証明されている（注15）。

以上から、フランスでのフルタイム労働の収入とパートタイム労働の収入との違いの大部分は、単に労働時間の違いによって説明されるといえる。一方日本においては、労働時間の差だけではなく、賃金率の違いも大きく寄与していると思われる（注16）。

そこで、フランスに対しては、II. 1の(1)式の通り、就業か非就業かの二つの選択肢における確率をロジットモデルにより推定する。また、それとは別に、就業者のデータから週労働時間を推定する。シミュレーションから就業していると判断された年齢における週労働時間に時間給と52（週）をかけあわせることによって年収を推定する。ただし、週労働時間、時間給とともに個人の属性（学歴や職業経験年数など）によってコントロールされている。

一方、日本に対しては、就業・非就業の二者択一ではなく、フルタイム就業、パートタイム就業、非就業の三つの選択肢を非説明変数にとり、それぞれの確率を推定する（注17）。そして、各年齢においてもっとも確率の高いものをその年齢の就業パターンと仮定する。就業している場合は、その就業形態に応じて推定年収をあてはめる。例えば、40歳でパートタイム就業の確率が最も高ければ、その年齢時におけるパートタイムの年収（注18）をインプットする。ただし、年収は個人の属性によってコントロールされている。

III 推定結果

1 データ

推定に用いたデータは、フランス国立統計経済研究所（INSEE）のEnquete emploi du temps des menages de 1998-1999（以下、「生活時間調査」）と日本労働研究機構によって1996年に実施された「女性と仕事に関するアンケート」（以下、「JIL調査」）（表2）である。前者は、世帯レベルの調査と個人レベルの調査とに分かれており、対象は15歳以上の男女である。このうち両方の調査の対象者であり、かつ、パートナーがいる場合はパートナーもこの調査の対象者である女性（注19）（JIL調査にあわせて20～44歳に限定）1507人が推定に使われた（注20）。このうち、70%が就業者である。生活時間調査はほぼ10年おきに行われており、職業生活、家庭生活、地域生活など生活全般における時間配分、世帯のプロフィール、就業者のこれまでの職歴など多岐にわたって質問している。後者のJIL調査は、首都圏30km圏内、福島市、広島市在住の20～44歳の女性を対象に行われたものである（注21）。正社員用、非正社員用、無業者用の三つの調査に分かれており、個人・世帯のプロフィール、職歴、職業意識（共通の質問）、そして労働条件など（正社員、非正社員のみ）を尋ねている。推定に必要な変数のほとんどが含まれているが、世帯全体の収入についての情報はない。推定では、経営者、家族従業者と内職を除く826人が使われた。うち、正規社員が290人、非正規社員が186人、無業者が350人である。推定においてJIL調査の不十分な点は、本人の収入である。同調査では、年収は尋ねているが、時間給を尋ねていない。年収を週あたりの労働時間で割ることによって時間給を求めることができるが、パートタイマーは必ずしも年間を通して労働供給を行っているわけではないので、あえて時間給を計算することは得策と思えない。むしろ年収を被説明変数に取るほうが、配偶者控除の存在を考慮できるので望ましい。そこでII. 1の(2)式で示したように、年収を推定する。

表2 記述統計量

ところで、乳幼児がいる場合の保育手段は、母親の就業決定と関係がある。利用可能な保育サービスがあるかどうかは母親の時間配分に影響するからである。これを表すなんらかの指標を変数として用いることが望ましいが、JIL調査は保育手段について尋ねていない。また、生活時間調査は利用している託児サービスについて尋ねているが、複数回答のために主な利用手段がわかりにくい。保育手段を考慮した推定は今後の課題としたい。

2 結果

表3は、就業確率の推定結果である。まず、フランスの結果（上）と日本のフルタイム就業の結果（下・左）を比較してみる。両者ともに教育年数が就業にプラスの、配偶者の所得がマイナスの影響を持つことがわかる。こどもに関する変数をみると、両方で異なる傾向が見られる。すなわち、フランスでは、末子の年齢に比べて、こどもの数による就業へのマイナス効果が強い。一方、日本では、末子の年齢によるマイナスの影響が強く見られるが、こどもの数では統計的に有意な結果は得られていない。この結果から、こどもが少ないフランスの家庭では、末子の年齢があがると母親の就業が促進されるが、日本ではこどもの数にかかわらず、末子が幼いうち（特に6歳未満）は就業が難しいということがいえる。次に、日本のパートタイムの就業確率の結果をみる（表3下・右）フルタイム就業の結果と異なり、教育年数で有意な結果が得られていない。一方、フルタイム就業と共通することは、末子の年齢が強いマイナスの影響を持っていること、配偶者の年収が650万円以上の場合、就業が抑制されることである。最も注目すべき点は、フルタイムではまったく有意な結果が得られなかったこどもの数が、パートタイムではこども2人以上で有意にプラスの影響が見られることである。これは、こどもの数が増えるにつれて、家計補助的な役割を担う母親の収入の重要性が増すからではないかと推測される。

表3 就業関数の推定結果（上：フランス《ロジットモデル》下：日本《多項ロジットモデル》）

表3の結果を使って就業率を年齢別に求め（注22）、II. 1で示した方法にしたがって代表的な女性（高卒レベル）の就業パターンをシミュレートした結果は次の通りである。フランスでは、こどもがいない女性と1児の母親は、中断期間を持つことなく20歳から59歳まで就業する。2児の母親は、第2子出産後3年間中断し、その後56歳まで働く。3児の場合は、この中断期間が8年と長くなり、その後50歳まで働く。一方、日本では、こどもがいない既婚女性は20歳から53歳までフルタイム就業をし、その後リタイアする。こどもを持つ女性は、20歳からフルタイム労働者として働くが、第1子出産を機に長期にわたり就業を中断し、その後59歳までパートタイム労働を行う。中断期間は、こどもの数によって異なる（こども1人から順に、12年、14年、10年）。末子出産後から数えると、こども2人以下の場合は、末子が12歳の時（中学校にあがる時期）に、こどもが3人の場合は末子が6歳の時（小学校にあがる時期）に再就職を行っていることになる。

表4は、フランスの労働時間の推定結果である。サンプルに偏りがあったために週労働時間を 時間（注23）のところで区切ってダミーを入れているが、その影響が強くでている。その他、教育年数は労働時間にプラスの影響、こどもの数がマイナスの影響を持つ。3歳未満のこどもの存在では、特にめだった影響が見られない。

表4 フランスの週あたり労働時間の推定結果

表5は、賃金関数の推定結果である。フランス（上）と日本のフルタイム（中）で、教育年数、勤続年数、就業経験年数のプラスの効果がみられるが、これは人的資本理論で説明される通りの結果である。一方、日本のパートタイムの賃金推定（下）では、神谷（1994）同様、勤続年数の重要性が確認された。また、パートタイマーと呼ばれるいわゆる「パートタイム」雇用者は、その他の非正規雇用と比べて年収がかなり低いこと、こども1人の場合に年収が低くなることがわかった。

表5 賃金関数の推定結果

以上の結果より求めた育児の機会費用（こどものいない女性の生涯所得（注24）－こどものいる女性の生涯所得）を総額と割合によって示した（表6）。

表6 育児の機会費用

表6をみると、フランスでは、こども1人の女性の機会費用（割合）が2.0%と小さい。しかし、こどもの数が増えるにしたがって、その割合は30.5%、56.3%と大きく変化する（注25）。日本では、こどもの数にかかわらず、こどものいる女性といない女性との生涯所得の差が顕著である。この差を機会費用の割合でみると、こども1人で72.0%、こども2人で68.1%、3人で66.1%と、いずれの場合も6割以上である。フランスとは違い、こどもの数が増えるにしたがって機会費用が縮小する（注26）。

重要なことは、フランスでは、第3子から比較的大きな機会費用が生じるのに対して、日本ではこどもを1人でも持つことによって、すでに大きな機会費用が発生しているということである。つまり、日本では、それだけ育児と就業との両立が困難なのである。このことが、日本における未婚率の上昇や晩産化（結婚から出産までの期間の長期化）現象と無関係だとは考えがたい。

IV 結果の分析と考察

1 育児の機会費用の発生要因

上記の計算過程より、フランスにおける育児の機会費用の発生要因は、(1)就業中断期間の放棄収入によるもの、(2)(1)の期間がもたらす人的資本の低下（注27）によるもの、そして(3)労働時間の短縮によるものに分けられる。日本のそれは、(1)就業中断期間の放棄収入によるもの、(2)(1)の期間がもたらす人的資本の低下（注28）、そして(3)パートという就業形態によるもの（他の条件を同一とした場合において、フルタイムとして雇用された場合との賃金格差）によるものに分けられる。それぞれの構成比を表7に示した。

表7 育児の機会費用の発生要因

フランスのこども1人のケースを除いて(2)の影響が強い。これは、育児のために就業を中断した後の賃金の低下である。この直接の原因は、長期にわたる就業中断であるが、(2)による影響は(1)を上回るものである。日本の3児の母は他よりもパートタイム就業の期間が長いために、(3)の割合が(1)を上回っている。このなかには、8年という長い就業中断のために、フルタイム就業を希望しても職が見つからなかったケースが少なくないと思われる。一方、育児の機会費用が小さいフランスのこども1人では、(1)の影響があるのみである。このことは、就業を中断するかわりに就業時間を短縮することで、育児による機会費用を最小限に抑えられることを示唆していると思われる。以上から、機会費用の主な要因は、再就職後の低賃金やパート就業における差別的な賃金（日本の場合のみ）であるといえるが、これらの原因を生み出しているのは、出産後の長期にわたる就業中断なのである。

2 育児の機会費用の縮小に向けて

前節を踏まえると、育児による機会費用の縮小に向けて最も大切なことは、就業中断期間をできるだけ短くすることであるといえる。そのためには、育児と就業との両立を積極的に支援する対策がとられなければならない。

第1の対策は、フルタイム就業における労働時間の大幅な柔軟化である（注29）。育児期間中の労働時間の短縮のみならず、フレックスタイム制などの裁量労働時間制を導入することで、長い就業中断を回避することができ、後の賃金率の低下を抑えることができる。ただし、労働時間の柔軟化は母親だけでなく、父親にも適用されるべきである。なぜなら、こどもの時間コストを両親でわかちあうことで、1人当たりでみた育児のための時間コストを減らすことができるからである（注30）。

第2の対策は、特に日本に関していえることであるが、パートタイム労働者の地位向上である。少子化による労働人口の減少、それにともなう社会保険料の負担増大を懸念して、既婚女性の労働力化を期待する声が多く聞かれるが、その場合パートタイムとしての労働力が念頭におかれていることが少なくない。しかし、現行の雇用システムでは、たとえ女性のパート就業率が上がったとしても、その年収の低さから税収や社会保険料の増収は期待できないし、育児の機会費用が大幅に減少することもない。パートタイム労働市場においても、熟練形成によって賃金率が上がっていくシステムをつくりだし、社会保険制度などもフルタイムと同じ条件を備えるべきである。

第3の対策は、保育政策である。託児サービスが、低価格で、しかも、利用しやすくなれば、就業と育児との両立も可能になる。フランスの保育政策は女性の就業率を高めるのに成功したが、その内容は、託児サービスの多様化とサービス利用料金の引き下げであった。ところで、こどもの直接費用の軽減が、託児サービスの利用料金引き下げのような現物支給によってではなく、現金給付によって行われる場合がある。この現金給付においては、給付額の水準において十分な検討が必要である。例えば、給付水準がこどもの直接費用に比べて低すぎる場合は、高い保育料を払ってまで仕事につこうというインセンティブはうまれない。市場で得られる賃金が低ければなおさらであろう。ところが、給付水準が高すぎる場合にも問題はある。低所得層の労働者の場合、彼らの収入が給付額と競合し、逆に就業率を低下させる可能性がでてくるからである。例えば、フランスでは、育児期間中の養育親手当（APE）が低賃金層の賃金と競合し、特にこの層の就業率を低下させた。また、APEの期間は3年で、この間にできたブランクが後の再就職を不利にしていることは、多くの研究によって指摘されている（注31）。つまり、直接コストの低下が労働供給率を高め、育児の機会費用を縮小させるというメカニズムは、必ずしも常にすべての女性には働くとは限らない。これらの政策を含めてどの政策が、あるいはこういった政策の組み合わせが、両親の育児と就業との両立を容易にし、機会費用を縮小するのかについては、今後さらに議論されなければならない。また、本稿ではとり扱えなかった保育手段を含めた機会費用の分析することで、さらに議論を掘り下げていかなければならない。

＊ 本稿の作成にあたり、筆者と共にフランスのデータの処理や推定を行ったリール第1大学のAnne Bustreel助教授に深く感謝申し上げたい。また、2名の匿名レフェリーの先生方、関西学院大学の井口泰教授、神戸大学の山口三十四教授、追手門大学の川口章教授から貴重なコメントをいただいた。心よりお礼を申しあげたい。なお、本稿にありうべき誤りはすべて筆者に帰するものである。

注 1) 経済企画庁（国民生活白書平成9年版，pp.51-55）は、集計データを用いた簡単な推計を行っている。

注 2) Becker（1965）参照。

注 3) 木村編（1999）pp.44-46。

注 4) Becker and Lewis（1973）参照。

わが国では、少子化の原因として、「パラサイト・シングル」仮説が大きな影響力を持っている（山田 1999）。そこで、本論文における育児の機会費用の推定と「パラサイト・シングル」仮説との関係が問題になる。「パラサイト・シングル」仮説が指摘する結婚による若年者の生活水準の低下の原因として、育児の機会費用が含まれている可能性がある。また、「パラサイト・シングル」仮説が、欧米における少子化現象を十分に説明できないのに対し、育児の機会費用は、先進諸国における少子化の要因を横断的に説明できる点で優れている（井口・西村 2002）。

注 5) フランスは、北西ヨーロッパ諸国のなかでも上位に位置する。

注 6) データの詳細については本稿III. 1 節参照。

注 7) ただし、こどもが1人の女性の労働力は、他に比べて上昇率が小さい。

注 8) Mincer and Polachek (1974) 参照。

注 9) 具体的には、j1が幼稚園対象年齢未満の0歳から2歳、j2が幼稚園から小学校にあがる前までの3歳から5歳、j3が小学校の間の6歳から11歳（フランスは10歳まで）である。

注10) 実際、Calhoun and Espenshade (1988) は、ある時点の個人の就業確率が1期前のみに依存するとするマルコフ過程を用いて、生涯にわたる就業行動をパネルデータから推定し、そこから就業経験年数の期待値をひきだしている。

注11) この方法はJoshi (1990) によって初めて採用されたが、Barnet-Verzat (1996) とDankmeyer (1996) もクロスセクション・データを使用しているという理由からJoshi (同) の方法に従っている。

注12) この方法に従えば、両極端なケース（たとえば、就業確率の0.9から0.51への変化や0.51から0.49への変化）によって誤差が生じる可能性がある。前者の変化は就業したままであるので変化とは捉えられない。一方、後者は就業から非就業への変化と捉えられる。これは、このシミュレーションの弱点である。これによる誤差をできるだけ防ぐためには、各推定の段階で細心の注意を払う必要がある。本稿でもこの点に配慮したが、今後、別のデータによる再推定などにより信頼度を高めていく必要がある。ちなみに、日本では、使用可能なパネルデータの歴史が浅くCalhoun and Espenshade (1988) のような推定はできない。

注13) 就業者だけのサンプルによって推定することで生じるバイアスを取り除くためのものである。賃金推定は、Heckmanの2段階推定法により行う。Heckman (1979) 参照。

注14) Calhoun and Espenshadeは、パートタイムの効果として労働時間の減少は考慮したが、パートによる賃金率の低下をモデルに組み込まなかった。しかし、アメリカではフルタイムとパートタイムとの時間給格差が比較的大きく、これを考慮しない結果として機会費用が過小評価されていると思われる。また、Joshiはパートタイム・ダミーを賃金関数に組み入れることで賃金率の低下を考慮したが、フルタイム労働供給確率からパートタイム労働者の労働時間を推定しているために、労働時間が不正確である。最後にフランスにおける育児の機会費用を推定したBarnet-Verzatでは、すべての労働者がフルタイム供給をしていると前提しているために、機会費用が過小評価されている。

注15) これは、Galtier (1999) の推定結果によるもので、女性労働者のみの議論である。男性間では、約10%の賃金格差が存在する。

注16) これに加えて、配偶者控除（年収が103万円内であれば、配偶者の扶養家族としてみなされ、税控除が受けられる制度）の存在が、パートタイム労働者の収入をおさえている。

注17) つまりII. 1の(1)式の非説明変数は、非就業なら $y=0$ 、フルタイム就業なら $y=1$ 、パートタイム就業なら $y=2$ となる。非就業を基準としてフルタイム就業とパートタイム就業の確率がそれぞれ推定される。ただし、これら三つの確率の和は常に1である。推定は多項ロジットモデルにより行われるので、例えば、フルタイムの就業確率は、 $\text{EXP} \{PF(y=1)\} / [1 + \text{EXP} \{PF(y=1)\} + \text{EXP} \{PP(y=2)\}]$ となる。

注18) パートタイム労働市場はフルタイム労働市場とは別のマーケットである、という仮定により、パートタイム労働の年収をフルタイムとは別途に推定した。推定には、以下のモデルを用いた。

$$\ln w_p = \delta_0 + \delta_1 a + \delta_2 t + \delta_3 t^2 + \delta_4 s + \delta_5 f_1 + \delta_6 f_2 + \delta_7 f_3 + \delta_8 metro + \delta_9 kojyo + \delta_{10} type + \delta_{11} \lambda + \mu$$

パートタイムの年収は、年齢よりも勤続年数を反映している（神谷 1994）ので、勤続年数の2乗

項をとった。**metro**は大都市圏ダミー，**kojyo**は配偶者控除適用の資格者ダミー，**type**は派遣やアルバイトと区別するための（いわゆる）「パートタイム」ダミーである。

注19) 「本人の収入以外の収入」を変数に用いるため。

注20) JIL調査には存在しない，学生，兵役中の者は除いている。また，失業による生涯収入の減少は，こどもによるそれとは関係ないので，失業者も除いている。

注21) フランスの生活時間調査が全国調査なのに対して，JIL調査は上記の3県のみにおいて調査を行っている。しかし，JIL調査は日本の47都道府県を，この調査のキーワードであるいくつかの変数を使った主成分分析によって三つに分類化し，さらにそれぞれのカテゴリーの代表として適切であった上記の3県を選んでいる。したがって，上記の3県を日本の代表的な県としてみなすことができる。

注22) 就業率を描く際に，推定式にインプットされた諸変数の値は各国の平均値である。結婚・出産年齢については，全国平均（フランス：**La situation demographique en 1998**, INSEE, 日本：『第11回出生動向基本調査』国立社会保障人口問題研究所）を，その他の数値は本稿で用いたデータの平均値である。その結果，フランスでは，BEP・CAP卒業後，就職し，28, 30, 32歳（第1子から順に）で出産，日本では，高校卒業後，就職し，26歳で結婚，28, 30, 32歳で出産というライフコースを持つ女性を対象となった。

注23) 生活時間調査が行われた時点では，フランスの法定労働時間は週39時間であるが，この5分の4未満（31時間未満）がパートタイムであると定義されている。

注24) 日本に関しては，既婚女性の数値を用いている。これによって結婚による生涯所得の低下の影響は除去されている。

注25) 同調査の1985-86年版を用いて機会費用を推定したBernet-Verzat（1996）の結果は，こども1人から順に1%，7.6%，24.8%である。こども2人以上で，本稿の推定とかなり差があるが，その理由は二つ考えられる。一つめは，1985年ごろはパートタイム比率が約10%と低かったために，Bernet-Verzat（同）がすべての女性は週39時間労働をすると仮定したことである。二つめは，これら二つの調査の間（1994年）に，育児休業中の手当が第3子以降から第2子以降に拡大されたために，2児の母親の就業率が低下したことである。詳しくはIV. 2参照。

注26) 先にも述べたが，こどもの数と母親の収入とがプラスの関係にあることがこの理由として考えられる。

注27) 具体的には，後の賃金率の低下。

注28) 具体的には，後の年収の低下。

注29) フランスでは，特に女性の多い業種で，Ecole maternelleの休みにあわせた水曜日休暇等の柔軟な対応がなされている。

注30) フランスでは，2002年1月より父親の育児休暇（有給）が3日間から14日間に延長され，父親の役割がさらに重視される傾向にある。

注31) 例えば，Afsa（1999）。

参考文献

- Afsa, C. (1999), L'allocation partiale d'education: entre politique familiale et politique pour l'emploi, *Donnees Sociales*, pp.413-417.
 Audric, S. et G. Forgeot (1999), Le developpement du travail a temps partiel, *Donnees Sociales*, ed.1999.
 Bernet-Verzat, C. (1996), Estimation de la perte de revenus salariaux de la femme en presence d'enfants, *Economie et Prevision*, n°122, pp.69-81.

- Becker, G. (1965), Royal Economic Society, The Economic Journal, vol.75, no.299, pp.493-517. (宮沢健一・清水啓典訳『経済理論』1976年, 東洋経済新報社)
- Becker, G. (1975), Human Capital, 2nd ed., University of Chicago press (佐野陽子訳『人的資本』第8版, 1995年, 東洋経済新報社)
- Becker, G. and H. C. Lewis (1973), On the Interaction between Quantity and Quality of Children, Journal of Political Economy 81, pp.143-162.
- Calhoun, C. A. and T. J. Espenshade (1988), Childbearing and Wives'Foregone Earnings, Population Studies, 42, pp.5-37.
- Colletaz, G. et M. Riboud (1988), Offre de travail et salaires feminins, Collection universite d'Orleans, PUF editeur.
- Conseil d'analyse economique (1999), Le temps partiel en France, La documentation francaise, Paris.
- Dankmeyer, B. (1996), Long Run Opportunity-Costs of Children according to Education of the Mother in the Netherlands, Population Economics, pp.349-361.
- Ermisch, J. and R. E. Wright (1988), Women's Wages in Full- and Part-time Jobs in Great Britain, Centre for Economic Policy Research Discussion Paper, No.234, CEPR, London.
- Flipo, A. et L. Olier (1996), Faire garder ses enfants- ce que les menages dependent, Insee Premiere, n°481.
- Galtier, B. (1999), Les temps partiels: entre emploi choisis et emploi 《faute de mieux》, Economie et Statistique, n°321-322, pp.57-77.
- Heckman, J. (1974a), Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply. Econometrica, vol.42, No.4, pp.679-694.
- Heckman, J. (1974b), Effects of Child-Care Programs on Women's Work Effort, Journal of Political economy 82, Supplement, pp.136-163.
- Heckman, J. (1979), Sample selection bias as a specification error, Economica, vol.47, No.1.
- Hotz, V. J., J. A. Klerman and R. J. Willis (1997), The economics of Fertility in Developed Countries, in Handbooks of Population and Family Economics, vol.1A, chapter 7, Handbook in Economics 14, Netherlands.
- INSEE- Liaisons sociales- DARES (1995), Le travail a temps partiel, Les dossiers thematiques, n°2.
- Joshi, H. (1990), The Cash Opportunity Costs of Childbearing: An Approach to Estimation Using British data, Population Studies, 44, pp.41-60.
- Joshi, H. and D. Hugh (1992), Childcare and mothers' lifetime earnings: Some European contrasts, CEPR Discussion paper 600. London, Centre for Economic Policy Research.
- Maddala, G. S. (1983), Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics, United-Kingdom, Cambridge University Press.
- Mincer, J. and S. Polachek (1974), Family Investments in Human Capital: Earnings of Women, Journal of Political Economy, 82(2, pt.2), pp.76-108.
- Nagase, N. (1997.3), Wage Differentials and Labour Supply of Married Women in Japan: Part-time and Informal Sector Work Opportunities, The Japanese Economic Review, Vol.48, No.1, pp.29-35.
- 井口 泰 (2001) 『外国人労働者新時代』ちくま新書。
- 井口 泰・西村 智 (2002) 「国際比較からみた雇用システムと少子化問題——効果的なポリシー・ミックスを求めて」国立社会保障・人口問題研究所編『少子社会の子育て支援』東京大学出版会。
- 神谷隆之 (1994) 「女性時間給パートタイム労働者の年間賃金」『日本労働研究雑誌』No.414。
- 木村文勝編著 (1999) 『図解「少子高齢化」の恐怖を読む』中経出版。
- 経済企画庁 (1997) 『国民生活白書 平成9年版』。
- 樋口美雄 (1991) 『日本経済と就業行動』東洋経済新報社。
- 新谷由里子 (1998.12) 「結婚・出産期の女性の就業とその規定要因——1980年代以降の出生行動の変化との関連より」『人口問題研究』54-4, pp.46-62。
- 山田昌弘 (1999) 『パラサイト・シングルの時代』ちくま新書。
- 〈2001年7月5日投稿受付, 2003年4月10日採択決定〉

にしむら・とも 関西学院大学経済学部専任講師。主な論文に「国際比較からみた雇用システムと少子化問題——効果的なポリシー・ミックスを求めて」『少子化社会の子育て支援』（東京大学出版会, 2002年, 共著）。労働経済学専攻。